

冯娜娜, 张忠明, 李纪岳, 等. 长三角地区粮食生产空间格局演化及影响因素[J]. 江苏农业学报, 2024, 40(3): 562-569.  
doi: 10.3969/j.issn.1000-4440.2024.03.019

## 长三角地区粮食生产空间格局演化及影响因素

冯娜娜, 张忠明, 李纪岳, 赵跃龙  
(农业农村部规划设计研究院, 北京 100125)

**摘要:** 近年来, 长三角地区粮食安全问题日渐突出。为了探究影响粮食生产的主要因素, 以长三角地区 41 个地级及以上城市为研究单元, 运用标准差椭圆法、重心分析法、空间杜宾模型等对 2011–2020 年长三角地区粮食生产空间格局演变及影响因素进行实证分析。结果表明, 长三角各城市粮食产量差异逐年增大, 总体呈自西北向东南递减的空间分布格局, 并进一步向苏北、皖北地区收缩集聚, 区域内粮食产量具有显著的空间相关性。粮食生产受到该地区土地、机械、化肥等生产要素投入及相邻地区交通、地区经济发展水平的正向影响, 且受到该地区和相邻地区城镇化率、互联网宽带接入率的共同影响。建议在保障区域粮食安全的过程中, 要打破行政区域限制, 重视各要素的空间效应, 跨区域重组资源, 实现资源的优势互补。

**关键词:** 粮食生产; 布局变迁; 空间效应; 长三角地区

**中图分类号:** F323.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4440(2024)03-0562-08

## Evolution and influencing factors of spatial pattern of grain production in the Yangtze River Delta region

FENG Na-na, ZHANG Zhong-ming, LI Ji-yue, ZHAO Yue-long

(Academy of Agricultural Planning and Engineering, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Beijing 100125, China)

**Abstract:** The issue of food security in the Yangtze River Delta region is becoming increasingly prominent. In order to explore the main factors affecting grain production, 41 cities in the Yangtze River Delta region were taken as research objects, and the evolution of regional grain production spatial pattern and its influencing factors were analyzed by using standard deviation ellipse, gravity center analysis, and spatial Durbin model (SDM). The results showed that the difference of grain production in the Yangtze River Delta region was increasing gradually, and the overall spatial distribution pattern was decreasing from northwest to southeast, and further shrinking and clustering to northern Jiangsu and northern Anhui. Regional grain production had significant spatial correlation. Grain production was positively affected by the input of production factors such as land, machinery and fertilizer, as well as the level of transportation and economic development in adjacent areas. Also, it was affected by the urbanization rate and Internet broadband access rate of local and adjacent areas. It is suggested that we should break the restriction of administrative region, attach importance to the spatial effect of various factors, reorganize resources across regions, and realize the complementary advantage of resources in the process of ensuring food security in the Yangtze River Delta region.

**Key words:** grain production; distribution change; spatial effect; Yangtze River Delta region

收稿日期: 2023-02-28

基金项目: 农业农村部规划设计研究院“农规英才计划”项目 (NGYC-2021-09); 农业农村部规划设计研究院“青年带头人项目” (QD202105)

作者简介: 冯娜娜 (1989–), 女, 安徽阜阳人, 博士, 工程师, 研究方向为农业经济理论与政策、区域农业农村发展。(E-mail) nana89819@163.com

通讯作者: 张忠明, (E-mail) zzm8486@163.com

目前, 区域粮食安全问题日益成为政府、社会与学者关注的重点问题。长三角地区拥有全国 8.67% 的耕地资源、9.20% 的水资源、16.67% 的人口, 近年来该地粮食产量持续增长, 占全国粮食总产

量的比例稳定在 12.5% 左右。但是,有限的水土资源、较高的人口基数及快速推进的城市化、工业化进程使区域粮食生产面临巨大压力,各地区粮食自给率存在明显失衡现象,使得长三角地区成为全国粮食供求关系平衡中最关键的地区。长三角区域一体化发展规划上升为国家战略后,为粮食产业高质量一体化发展提供了驱动力,也为统筹谋划区域粮食布局、优化农业资源配置提供了难得的机遇。因此,充分了解长三角地区粮食生产的空间格局及演变趋势,深入分析其影响因素,对于提高农业资源配置效率、保障区域粮食安全具有重要的现实意义。

早在 20 世纪 90 年代初期,中国粮食生产的空间格局变化及成因问题就备受关注。研究发现,中国国内粮食空间布局演变的总体规律为“北进中移”“北粮南运”<sup>[1]</sup>,粮食生产的省域差距持续增加<sup>[2]</sup>,地区间粮食生产的专业化水平差异持续加大,小麦、稻谷、玉米等重要粮食作物生产逐渐向少数特定粮食主产省(区)集聚<sup>[3]</sup>,粮食生产在空间上呈现明显的异质性和关联性<sup>[4]</sup>。同时,有研究发现,粮食生产格局的变化并不是一蹴而就的,而是在相当长的时间内受到多方面因素影响的结果,化肥利用水平等技术因素是影响中国粮食地理集聚的第一因素<sup>[5]</sup>;作物种植的成本收益变化、城镇化率、非农就业机会是影响中国玉米、水稻、小麦等作物时空格局变化的重要因素<sup>[6]</sup>;化肥使用量、农业机械投入、有效灌溉面积、乡村从业人员、粮食单产和播种面积等是推动山东、江苏、四川等粮食主产省生产格局变动的主要因素<sup>[7-9]</sup>。除了要要素投入、生产技术等因素,地区经济发展程度、宏观政策等造成的影响也不容忽视,地区经济发展水平对长江经济带粮食生产具有抑制作用,而农业结构的调整表现为正向促进作用<sup>[10-11]</sup>。

纵观已有研究结果,空间效应视角受到越来越多的关注。然而,目前从空间角度对长三角地区粮食生产格局演变的研究还较少,也少有研究对地区间的空间交互效应进行考察。因此,本研究拟利用 2011-2020 年的数据,以长三角地区 41 个地级及以上城市作为研究对象,综合运用重心分析法、标准差椭圆、空间杜宾模型等方法,系统分析长三角地区粮食生产空间格局演变特征,探讨区域粮食生产影响因素的直接效应及空间溢出效应,以期对相关政策的制定提供参考。

## 1 长三角地区农业集聚空间布局

### 1.1 长三角地区粮食产量变化

2011-2020 年长三角地区的粮食产量呈波动增长的趋势,除 2013、2016、2020 年粮食产量经历了小幅度调整,其余年份均保持增长趋势。2020 年,长三角地区粮食产量达到  $8.445 \times 10^7$  t,较 2011 年提高了  $1.140 \times 10^7$  t,增幅为 15.61%。虽然粮食产量持续增长,但从对全国的贡献率来看,在 2011-2016 年表现为波动下降的趋势。长三角地区的粮食产量对全国的贡献率在 2016 年达到最低值,仅为 11.56%;2017 年后,区域粮食总产量持续回升,2018 年显著增加,2019-2020 年粮食产量占全国粮食总产量的比例保持在 12.60% 左右。

从省份角度看,受自然禀赋、社会经济条件等影响,上海市、江苏省、浙江省、安徽省三省一市的粮食生产差异较大。上海市、浙江省在粮食产量与区域粮食产量占比方面均呈下降趋势,上海市的粮食产量从 2011 年的  $1.362 \times 10^6$  t 下降至 2020 年的  $9.144 \times 10^5$  t,占区域粮食产量的比例从 2011 年的 1.86% 下降至 2020 年的 1.08%。浙江省同样呈“离粮化”趋势,粮食产量从 2011 年的  $6.764 \times 10^6$  t 下降至 2020 年的  $6.057 \times 10^6$  t,占区域粮食总产量的比例从 2011 年的 9.26% 下降至 2020 年的 7.17%。2011-2020 年,江苏省、安徽省的粮食产量不断增加,江苏省的粮食产量从 2011 年的  $3.357 \times 10^7$  t 增加至 2020 年的  $3.729 \times 10^7$  t,安徽省的粮食产量从 2011 年的  $3.136 \times 10^7$  t 增加至 2020 年的  $4.019 \times 10^7$  t,增幅分别达到 11.08%、28.16%。2020 年,江苏省、安徽省粮食产量占区域粮食产量的比例分别为 44.15%、47.59%。2018 年,安徽省粮食产量达到  $4.007 \times 10^7$  t,占区域粮食产量的比例达到 47.87%,粮食产量和所占比例均超过江苏省,成为长三角地区粮食产量最高的省份。

从市域角度看,41 个市域之间的粮食产量存在较大差距。用 ArcGis 10.7 进行分析,参考 ArcGis 中的自然断点分级法,将 2011 年、2020 年 41 个市域的粮食产量划分为 5 个等级。从图 1 可以看出,长三角地区的粮食产量整体呈现出从北向南递减的格局。粮食高产市域主要聚集在皖北、苏北地区。2011 年粮食年产量高于  $4.000 \times 10^6$  t 的地级市包括安徽省的阜阳市、六安市、亳州市、滁州市、宿州市以及江苏省的盐城市、徐州市、淮安市 8 个地区,粮食

总产量达到 $3.894 \times 10^7$  t,占区域粮食总产量的53.31%。2020年,随着六安市粮食产量的下降以及宿迁市粮食生产力的提升,粮食产量高于 $4.000 \times 10^6$  t的地级市变为盐城市、徐州市、淮安市、宿迁市、阜阳市、亳州市、滁州市、宿州市等8个地区,粮食总产量达 $4.058 \times 10^7$  t,占区域粮食总产量的

48.05%。粮食低产市域主要聚集在区域南部,且呈不断扩大的趋势。2011年粮食产量低于 $7.000 \times 10^5$  t的地区主要分布在皖南、浙西南地区,包括铜陵市、丽水市、黄山市、池州市、舟山市5个地级市,2020年则增加至14个地级市,分布范围扩大至皖南、浙西南、苏南地区。

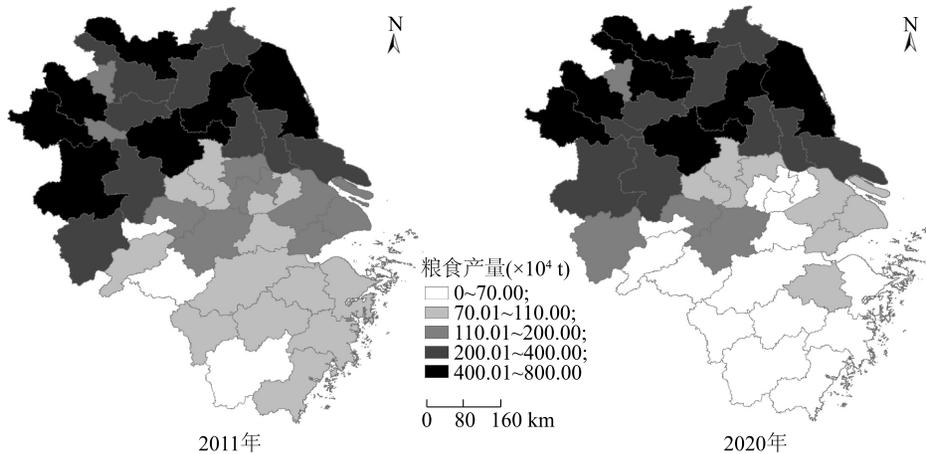


图1 2011年、2020年长三角地区粮食产量的空间格局

Fig.1 Spatial pattern of grain production in the Yangtze River Delta in 2011 and 2020

## 1.2 长三角地区粮食生产的空间演变

利用 ArcGis 中的重心分析和标准差椭圆工具,以第一级标准差为统计范围,以各市域2011-2020年粮食产量为权重,进一步分析长三角地区粮食生产格局的空间演变。由表1可以看出,(1)从重心移动来看,长三角地区粮食生产重心整体呈现向区域西北方向移动的趋势。在本研究期间,长三角地区的粮食产量重心一直处于长三角地区几何中心(119.123°E,31.360°N)的西北方向,表明该区域西北部的粮食生产一直在长三角地区中占据重要地位。在2011-2020年,粮食产量重心从地理坐标为118.426°E、32.426°N的位置移动到地理坐标为118.315°E、32.638°N的位置,虽然2012年、2018年和2020年粮食生产重心稍向东北方向偏移,但总体来看,皖北、苏北地区粮食生产的增长势头更为强劲,从而拉动粮食生产重心整体向西北方向偏移。(2)从标准差椭圆变动来看,长三角地区粮食产量的空间分布总体呈“西北-东南”递减的格局,生产空间呈收缩集聚态势。2011-2020年,标准差椭圆的方位角为132.82°~139.35°,表明粮食生产呈现“西北-东南”方向的空间分布特征;方位角由2011年的138.16°缩小至2020年的133.60°,表明空间分布有

向“正西-正东”偏移的趋势。长轴、短轴标准差持续降低,分别由2011年的296.56 km、224.29 km下降至2020年的278.46 km、219.45 km,椭圆覆盖范围由2011年的 $2.089 \times 10^5$  km<sup>2</sup>减少至2020年的 $1.920 \times 10^5$  km<sup>2</sup>,表明2011-2020年长三角地区粮食生产在空间上呈集聚收缩的态势,即粮食产量逐渐向高产地区集聚。

## 2 变量的选取与研究方法

### 2.1 变量的选取

根据已有研究结果,影响粮食产量的因素主要有生产要素投入、经济发展水平、宏观政策调整等。结合区域产业布局理论,将影响长三角地区粮食生产空间格局的因素界定为生产要素投入、地区综合发展程度2个主要方面。相关影响因素和指标见表2。

2.1.1 生产要素投入 在粮食生产投入要素中,土地和劳动力最为重要。随着农业技术的不断发展,生物化学技术、机械的使用逐渐成为促进农业高效增长的重要手段。为此,分别选择粮食作物播种面积、第一产业劳动力来表征土地、劳动力投入,用农用化肥施用量、农业机械总动力表征粮食生产的物质投入程度,并假定以上因素对粮食生产具有正向促进作用。

表 1 长三角地区粮食生产重心移动距离、方向及标准差椭圆情况

Table 1 Changes of grain production center of gravity and standard deviation ellipse in the Yangtze River Delta

年份	重心坐标移动距离和方向				长轴标准差 (km)	短轴标准差 (km)	方位角 (°)	椭圆面积 (×10 <sup>5</sup> km <sup>2</sup> )
	经度 (°E)	纬度 (°N)	年移动速度 (km)	移动方向				
2011	118.426	32.426	-	-	296.56	224.29	138.16	2.089
2012	118.446	32.449	3.85	东北	296.64	225.25	139.35	2.099
2013	118.444	32.457	1.02	西北	294.67	225.26	138.55	2.085
2014	118.389	32.515	9.63	西北	285.89	225.67	135.49	2.027
2015	118.377	32.537	3.21	西北	286.15	221.01	135.26	1.987
2016	118.368	32.547	1.66	西北	287.22	221.39	136.25	1.998
2017	118.313	32.608	9.91	西北	277.84	220.86	132.82	1.928
2018	118.325	32.617	1.82	东北	277.77	219.75	133.34	1.917
2019	118.309	32.635	2.97	西北	277.19	219.57	133.08	1.912
2020	118.315	32.638	0.78	东北	278.46	219.45	133.60	1.920

表 2 长三角地区粮食生产空间格局影响因素和指标

Table 2 Influencing factors and indicators of spatial pattern of grain production in the Yangtze River Delta

变量	变量符号	计量和单位	预期方向
粮食产量	Yield	因变量	
土地投入	Land	粮食播种面积占农作物播种面积的比例	+
劳动力投入	Labour	第一产业劳动力(×10 <sup>4</sup> 人)	+
农业机械化程度	Mechan	农业机械总动力(×10 <sup>4</sup> kW)	+
农业化学化程度	Chem	农用化肥施用量(折纯量)(t)	+
城镇化率	Urban	城镇常住人口占常住总人口的比例	-/+
工业化率	Indus	工业增加值占全部生产总值的比例	-/+
交通通达度	Access	公路里程数/区域面积(km/km <sup>2</sup> )	-/+
地区经济发展水平	GDP	人均生产总值(元/人)	-/+
互联网宽带接入率	Net	互联网宽带接入用户数占总户数的比例	+

+:对粮食生产具有正向促进作用;-:对粮食生产有负向抑制作用。

2.1.2 地区综合发展程度 快速推进的城镇化、工业化、信息化是长三角地区经济社会发展的一大特征。城镇化、工业化的发展会导致粮食生产所需的耕地、水资源、劳动力等被占用,但同时推动了农村剩余劳动力的转移,也使更多的新知识、新技术得以推广和应用,从而促进粮食的规模化、集约化生产。互联网宽带的接入可以帮助粮农获取市场、技术等信息,提高生产效率和效益。因此,将城镇化率、工业化率纳入模型中,并加入互联网宽带接入率。城镇化率、工业化率的影响方向不定,互联网宽带接入率的影响方向为正。此

外,将交通通达度、地区经济发展水平纳入模型中,以测度交通及经济发展水平对粮食生产的影响,并假定对粮食产量变动的方向不确定。

## 2.2 研究方法与模型

不同地区间的粮食生产具有明显差异,距离越近的地区联系可能越紧密,相互间的依赖越大。为了确定地区间是否有空间相关性,首先对2011-2020年41个市域的粮食产量进行空间相关性检验。空间相关性检验通常采用全局 Moran's  $I$  指数检验方法,全局 Moran's  $I$  指数计算公式为:

$$I_g = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X}_i) (X_j - \bar{X}_j)}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_i)^2} \quad (1)$$

式中: $I_g$ 代表全局 Moran's  $I$  值,其值越大,表示地区间的空间相关性越强; $W_{ij}$ 代表空间权重矩阵,本研究选用一阶 Queen 邻接矩阵; $X_i$ 、 $X_j$ 分别代表第  $i$ 、 $j$  地区的粮食产量; $n$ 代表长三角地区的41个市域。

若地区间存在空间相关性,需要选择适合的空间面板模型进行分析。空间面板回归模型主要包括空间杜宾模型(SDM)、空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)。LeSage 等<sup>[12]</sup>建议在分析中应首先使用 SDM,再根据 Wald 或似然比(LR)检验结果判断 SDM 能否简化为 SLM 或 SEM。SDM 的数学表达式为:

$$Y_{it} = \alpha \sum_{j=1}^N W_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \gamma \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $Y_{it}$ 表示第  $i$  地区  $t$  时期的粮食产量; $\alpha$ 表示粮食产量的空间溢出系数; $W_{ij}$ 表示空间权重矩

阵;  $X_{it}$  表示第  $i$  地区  $t$  时期的相关解释变量, 在本研究中包括土地投入和劳动力投入、农业机械化程度、农业化学化程度、城镇化率、工业化率、互联网宽带接入率、交通通达度及地区经济发展水平等变量;  $\beta$  表示解释变量对粮食产量的回归系数;  $\gamma$  表示相邻地区解释变量对该地区粮食产量的影响程度, 即空间溢出系数;  $\mu_i$ 、 $v_t$  分别表示空间、时间效应;  $\varepsilon_{it}$  表示空间误差项, 并假定服从独立分布。

公式(2)中, 如果空间溢出系数  $\gamma=0$ , 且  $\alpha \neq 0$ , 则应选择 SLM; 如果  $\gamma+\alpha\beta=0$ , 则应选择 SEM。另外, LeSage 等<sup>[12]</sup>指出, 使用传统的点估计方法检验空间溢出效应可能产生一定估计偏误<sup>[13]</sup>, 为了更精确地测量变量之间的相互作用, 需要进一步利用空间回归模型偏微分方法。由此, 公式(2)可改写为:

$$Y=(I-\alpha W)^{-1}cI_N+(I-\alpha W)^{-1}(\beta X'+\beta W X')+(I-\alpha W)^{-1}\varepsilon^* \quad (3)$$

公式(3)中,  $Y$  为  $N \times 1$  阶粮食产量的向量;  $I$  为  $N \times 1$  阶单位矩阵;  $I_N$  为元素都为 1 的  $N \times 1$  阶矩阵;  $X'$  是由所有解释变量组成的  $N \times K$  阶矩阵;  $c$  为常数项;  $\varepsilon^*$  为误差项;  $W$  为空间权重矩阵。

根据公式(3), 第  $k$  个解释变量在  $t$  时刻的偏微分矩阵为:

$$\begin{aligned} \left[ \frac{\partial Y}{\partial X_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial X_{Nk}} \right] &= \begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial X_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_1}{\partial X_{Nk}} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial Y_N}{\partial X_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_N}{\partial X_{Nk}} \end{bmatrix} = \\ (I-\alpha W)^{-1} &\begin{bmatrix} \beta_k & W_{12}\theta_k & \dots & W_{1N}\theta_k \\ W_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & W_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ W_{N1}\theta_k & W_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4)$$

公式(4)中,  $\beta_k$  为解释变量的直接效应。除  $\beta_k$  之外其他元素的均值, 即为解释变量的空间溢出效应, 两者相加之和为总效应。

### 2.3 数据来源

本研究采用2011-2020年长三角地区上海、江苏、浙江、安徽3省1市的41个市域单元的面板数据。数据主要来源于对应年份的上海市、江苏省、浙江省、安徽省统计年鉴及各地级市的统计年鉴。为了剔除价格因素的影响, 对人均生产总值进行了价格平减处理。为了解决异方差问题并提高数据稳定

性, 对模型中的部分变量进行取对数处理。

## 3 长三角地区粮食空间格局演化的实证分析

### 3.1 空间相关性检验

用 GeoDa 软件对2011-2020年长三角地区全局 Moran's  $I$  进行计算。由表3可以看出, 长三角地区2011-2020年的粮食产量全局 Moran's  $I$  均大于 0.500, 且均通过 0.01 水平的显著性检验, 说明长三角各区间粮食生产存在空间溢出效应。从时间趋势看, 2011-2020年, 长三角地区 Moran's  $I$  虽然有所波动, 但总体呈上升趋势, 从2011年的 0.538 上升到 0.650, 表明这段时间内区域内粮食生产的空间相关性整体上逐渐提高。因此可见, 在对长三角地区粮食生产格局演变情况进行分析时, 需要考虑空间因素的影响。

表3 长三角地区2011-2020年粮食产量全局 Moran's  $I$

Table 3 Global Moran's  $I$  index of grain production in the Yangtze River Delta region from 2011 to 2020

年份	Moran's $I$	$E(I)$	$SD$	$z$	$P$ 值	mean
2011	0.538	-0.025	0.103	5.416	0.001**	-0.020
2012	0.555	-0.025	0.103	5.591	0.001**	-0.020
2013	0.553	-0.025	0.103	5.574	0.001**	-0.020
2014	0.568	-0.025	0.103	5.718	0.001**	-0.020
2015	0.625	-0.025	0.103	6.257	0.001**	-0.020
2016	0.626	-0.025	0.103	6.263	0.001**	-0.020
2017	0.639	-0.025	0.103	6.374	0.001**	-0.020
2018	0.657	-0.025	0.103	6.543	0.001**	-0.020
2019	0.654	-0.025	0.103	6.512	0.001**	-0.020
2020	0.650	-0.025	0.103	6.486	0.001**	-0.020

$I$ : 莫兰指数;  $E(I) = -1/(n-1)$ ,  $n$  代表样本观测值, 本研究中为 41;  $SD$ : 标准偏差;  $z$ : 标准差的倍数;  $mean$ : 参考分布的平均值。\*\* 表示检验结果在 0.01 水平上显著。

### 3.2 空间计量模型估计

在空间面板回归之前, 对数据进行如下检验: ①对模型进行多重共线性检验, 方差膨胀系数 ( $VIF$ ) 为 4.39, 表明模型不存在明显的多重共线性问题。②对空间计量模型进行检验识别, LR、Wald 检验均通过 0.01 水平的显著性检验 (表 4), 表明相较于 SLM、SEM、SDM 是最优选择。③Hausman 检验统计值为 -30.79, 表明在进行 SDM 分析时, 应选择随机效应模型进行估计。

表4 似然比(LR)、Wald 检验结果

Table 4 The results of likelihood ratio (LR) and Wald test

检验类型	检验结果	统计值	P 值
LR 检验	空间滞后	50.53	0
	空间误差	42.95	0
Wald 检验	空间滞后	62.20	0
	空间误差	49.31	0

### 3.3 估计结果分析

空间杜宾模型估计结果显示,空间溢出系数( $\alpha$ )通过 0.001 水平的显著性检验,表明解释变量具有显著的空间溢出效应(表 5)。根据上文分析,表 5 中的回归系数可能存在一定偏误,需要通过求偏微分的方法得到更精确的结果。

表 6 显示,从总体上看,生产要素投入(*Land*、*Mechan*、*Chem*)、地区综合发展程度(*Urban*、*Net*、*Indus*)对长三角地区粮食生产空间格局变迁均具有一定影响。具体来看,粮食播种面积占农作物播种面积的比例的直接效应为 1.768,且在 0.001 水平显著,说明稳定粮食播种面积仍然是落实地区粮食安全责任的重中之重,该地粮食播种面积占比每提高 1 个单位,粮食产量相应增加 1.768%。相邻地区粮食播种面积占农作物播种面积的比例对该地粮食产量具有

负向影响,但未通过显著性检验。可能的原因是随着相邻地区土地投入的增加,粮食竞争优势提升,会对该地粮食生产造成一定冲击,但冲击量有限。由于直接效应大于空间溢出效应,粮食播种面积占农作物播种面积的比例的总效应表现出极显著的正向影响。

表5 空间杜宾模型估计结果

Table 5 Estimation results of spatial Dubin model

变量	系数	P 值	变量	系数	P 值
<i>Land</i>	1.766 ***	0	<i>W · Land</i>	-0.560	0.105
<i>lnLabour</i>	0.042	0.360	<i>W · lnLabour</i>	-0.015	0.833
<i>lnMechan</i>	0.103	0.177	<i>W · lnMechan</i>	-0.043	0.711
<i>lnChem</i>	0.700 ***	0	<i>W · lnChem</i>	-0.135	0.289
<i>Urban</i>	-0.008	0.214	<i>W · Urban</i>	0.008 *	0.048
<i>Indus</i>	0.037	0.892	<i>W · Indus</i>	0.226	0.550
<i>Access</i>	0	0.998	<i>W · Access</i>	0.179 *	0.019
<i>lnGDP</i>	-0.142	0.126	<i>W · lnGDP</i>	0.308 **	0.002
<i>Net</i>	0.141	0.071	<i>W · Net</i>	-0.246 *	0.014
<i>cons</i>	-1.277	0.192	$\alpha$	0.292 ***	0

*Land*:土地投入;*Labour*:劳动力投入;*Mechan*:农业机械化程度;*Chem*:农业化学化程度;*Urban*:城镇化率;*Indus*:工业化率;*Access*:交通通达度;*GDP*:地区经济发展水平;*Net*:互联网宽带接入率;*cons*:常数;*W*:空间权重矩阵; $\alpha$ :粮食产量的空间溢出系数。决定系数( $R^2$ )为 0.820,对数伪似然值(Log-pseudolikelihood)为 374.682。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 0.001、0.010、0.050 水平上显著。

表6 空间效应分解结果

Table 6 Spatial effect decomposition results

变量	直接效应		空间溢出效应		总效应	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
<i>Land</i>	1.768 ***	0	-0.073	0.791	1.696 ***	0
<i>lnLabour</i>	0.041	0.126	-0.001	0.982	0.040	0.465
<i>lnMechan</i>	0.105 **	0.002	-0.021	0.816	0.084	0.408
<i>lnChem</i>	0.702 ***	0	0.098	0.388	0.800 ***	0
<i>Urban</i>	-0.007 **	0.001	0.008 *	0.047	0.001	0.808
<i>Indus</i>	0.063	0.675	0.313	0.334	0.376	0.275
<i>Access</i>	0.012	0.674	0.236 ***	0	0.248 ***	0
<i>lnGDP</i>	-0.123	0.038	0.354 ***	0	0.231 *	0.015
<i>Net</i>	0.127 *	0.020	-0.265 **	0.008	-0.138	0.143

*Land*:土地投入;*Labour*:劳动力投入;*Mechan*:农业机械化程度;*Chem*:农业化学化程度;*Urban*:城镇化率;*Indus*:工业化率;*Access*:交通通达度;*GDP*:地区经济发展水平;*Net*:互联网宽带接入率。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 0.001、0.010、0.050 水平上显著。

农业劳动力投入的直接效应、空间溢出效应分别为 0.041、-0.001,可见本地农业劳动力投入会对粮食生产产生直接的促进作用,而相邻地区农业劳动力投入的增加会通过提高粮食生产能力,对本地

粮食生产产生负向影响,但这 2 种影响均不显著。

农业机械总动力与化肥施用量的直接效应分别在 0.010、0.001 水平显著,本地区农业机械总动力、化肥投入每增加 1 个单位,粮食产量分别增加

0.105%、0.702%。相邻地区化肥投入的增长也会通过溢出效应带动本地粮食增产,并使化肥投入量总效应表现出极显著的正向影响。化肥作为粮食的“粮食”,一直是影响中国粮食产量的主要因素,在农业低碳发展背景下,近年来,长三角地区化肥施用量不断下降,从2011年的 $7.709 \times 10^6$  t减少至2020年的 $6.472 \times 10^6$  t,下降了16.05%,但通过挖掘存量肥料增长潜力、改进施肥方法、调整肥料结构等,化肥施用依然对粮食产量具有明显的增加效应。

城镇化率的直接效应、空间溢出效应分别为-0.007、0.008,且分别在0.010、0.050水平有显著影响。表明本地区城镇化率对粮食产量具有负向影响,而相邻地区城镇化率的提高对本地粮食产量具有正向影响且超过直接效应。如前文分析,本地区城镇化率的提高一方面有利于农村剩余劳动力的转移,但同时会挤占粮食生产所需的土地、水等资源,当后一种影响更大时,对粮食产量表现出显著负向影响。相比于本地城镇化的发展,相邻地区城镇化率的提高对粮食生产具有明显辐射带动作用,每提高1个单位,本地粮食产量相应增加0.008%。同样的,相邻地区交通运输及经济的发展也能够在不占用本地资源的情况下通过促进现代要素的传递以及粮食的运输、流通,推动本地区粮食产业的发展,相邻地区交通通达度、国内生产总值每提高1个单位,本地粮食产量分别提高0.236%、0.354%。由于空间溢出效应表现为显著的正向作用,交通通达度和人均生产总值的总效应亦表现为显著的正向影响。

互联网宽带接入率的直接效应为0.127,空间溢出效应为-0.265,并分别在0.050、0.010水平显著,说明本地互联网宽带的普及能够通过提高农业经营信息化水平促进粮食生产效率和产量的提高。相应的,随着相邻地区互联网宽带接入率的提高,粮食增产的空间和潜力也随之增加,竞争力的提高会对本地粮食生产产生一定的负向冲击,且这种负向的空间作用大于直接的推动作用。

工业化率的直接效应和空间溢出效应分别为0.063、0.313,但均未通过显著性检验,如前文所述,工业发展对粮食生产的影响方向可能为正,也可能为负,因其影响机制较为复杂,综合作用没有得以显现,尽管如此,其影响也应受到重视。

#### 4 结论与政策建议

本研究从空间效应视角出发,基于2011-2020

年长三角地区41个市域的面板数据,描述了长三角地区粮食生产空间格局演化特征,并对其影响因素的直接效应与空间溢出效应进行分析,得出以下结论:(1)长三角地区3省1市粮食产量差异较大,粮食生产空间分布呈自西北向东南递减态势,生产空间不断集聚收缩,南北差异逐渐加大。西北方向粮食生产实力强劲,2011-2020年粮食生产重心持续向区域西北方向移动,高产区主要集中于苏北、皖北地区;低产区空间分布范围逐渐扩大,由皖南、浙西南地区逐渐扩大至皖南、浙西南、苏南地区。(2)长三角地区粮食产量存在正向的空间相关性,且总体呈上升趋势。粮食生产空间格局演变是本地与相邻地区农业生产要素投入、地区综合发展水平综合作用的结果。长三角地区土地、农业机械、农用化肥施用量等要素投入对粮食产量提高具有积极的正向影响;城镇化率、互联网宽带接入率对粮食产量的影响不仅限于直接作用,还具有空间溢出效应。相邻地区交通通达度及国内生产总值的提高能够在不占用本地资源的情况下促进生产要素的传递及粮食的运输、流通,对本地粮食生产产生正向的辐射带动作用。

结合研究结论,为保障区域粮食安全,提出以下政策建议:(1)压实粮食安全底线,健全省内、省际粮食利益补偿机制。长三角地区粮食产销区差异逐渐加大,一方面,要稳定粮食播种面积和产量,压实粮食安全底线,尤其是压实皖南、浙西南、苏南地区的粮食安全责任,防止“去粮化”“非粮化”现象的产生;另一方面,要抓住长三角一体化发展上升为国家战略的历史性机遇,打破行政区域限制,健全省内、省际粮食利益补偿机制,通过资金补偿、产业扶持、技术支持等方式,协同推进区域粮食产销合作,构建区域粮食安全共同体。(2)加强资源整合,强化现代要素投入。严守耕地红线,突出抓好耕地质量保护与提升,加大高标准农田建设力度,充分发挥好皖北、苏北等粮食主产区的资源与产业优势,提高粮食综合生产能力,建设长三角地区粮食生产供应核心保障区。因此,应提高化肥利用率,改善化肥施用结构,通过资金补助、项目推广等方式,全面推广测土配方施肥和有机肥替代化肥。提升粮食生产全程机械化水平,尤其应结合皖南、浙西南等丘陵山区农业机械需求,加快推进农机装备创新;通过农业信息化改造和提升传统农业,加快农业机械智能化、数字化

建设,推动农机农艺信息化深度融合。(3)重视地区间的空间关联性,除考虑土地、机械、化肥、信息等要素的影响作用外,充分利用好邻近地区城镇化、交通运输及经济发展对本地粮食生产产生的正向溢出效应,通过剩余劳动力转移实现土地的相对集中和规模化经营,并提升产销区之间粮食综合流通能力,促进长三角地区粮食流通产业转型升级,通过跨行政区域重组资源,推动区域粮食产业高质量一体化发展。

#### 参考文献:

- [1] 叶志标,李文娟. 小麦空间布局演变及驱动因素分析的研究现状[J]. 中国农业资源与区划,2019,40(3):158-165.
- [2] 孟召娣,李国祥. 中国粮食产需平衡的时空格局演变分析——基于粮食用途和省域层面的视角[J]. 农业现代化研究,2020,41(6):928-936.
- [3] 赵颖文,赵剑. 我国粮食种植业地理集聚态势研究:测度分析,时空特征与发展对策[J]. 农村经济,2020(7):86-93.
- [4] 蔡荣,陶素敏. 中国粮食生产布局演变及空间机制分解:1978-2018[J]. 干旱区资源与环境,2021,35(6):1-7.
- [5] 罗海平,艾主河,何志文. 基于地理集聚的我国主要粮食作物演化及影响因素分析[J]. 统计与决策,2021,37(20):71-75.
- [6] 徐慧,汪权方,李家永,等. 1980年以来中国大宗作物空间格局变化分析[J]. 长江流域资源与环境,2017,26(1):55-66.
- [7] 李明杰,王国刚,张红日. 山东省县域粮食生产格局演变及其影响因素[J]. 农业现代化研究,2018,39(2):248-255.
- [8] 夏四友,赵媛,许昕,等. 江苏省粮食生产时空格局及其驱动因素[J]. 经济地理,2018,38(12):166-175.
- [9] 吕火明,赵颖文,刘宗敏,等. 四川省粮食生产时空演变特征及其影响因素——基于90个粮食生产重点县视角[J]. 西南农业学报,2022,35(9):2220-2228.
- [10] 肖琴,周振亚,罗其友. 长江经济带粮食生产时空分异及空间效应[J]. 中国农业资源与区划,2021,42(12):89-101.
- [11] 吴静芬,李丁,刘笑杰,等. 长江经济带粮食生产时空动态演变及影响因素分析[J]. 农业现代化研究,2021,42(3):407-417.
- [12] LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. London: Chapman and Hall, 2009.
- [13] 王欢,乔娟. 中国生猪生产布局变迁的经济学分析[J]. 经济地理,2017,37(8):129-136,215.

(责任编辑:徐艳)